

Санкт - Петербургский государственный университет  
Кафедра механики управляемого движения

Гриднев Валерий Анатольевич  
Выпускная квалификационная работа  
магистра

Применение метода максимума энтропии  
в задачах статистики  
Направление 01.04.02

Прикладная математика и информатика

*научный руководитель,*  
доктор физ.-мат. наук,  
профессор  
Шмыров А.С

Санкт-Петербург  
2019 г.

# Содержание

<b>1</b>	<b>Введение</b>	<b>2</b>
<b>2</b>	<b>Проблема оценивания неизвестных параметров распределений случайных величин</b>	<b>4</b>
2.1	Основные определения . . . . .	5
<b>3</b>	<b>Применение принципа максимума энтропии</b>	<b>8</b>
3.1	Формулировка принципа максимальной энтропии . .	9
<b>4</b>	<b>Оценивание неизвестных параметров модифицированного бета-распределения</b>	<b>12</b>
4.1	Решение системы интегральных уравнений . . . . .	14
4.2	Оценивание параметров . . . . .	17
<b>5</b>	<b>Результаты и выводы</b>	<b>19</b>
<b>6</b>	<b>Заключение</b>	<b>20</b>
6.1	Численный пример . . . . .	21
<b>7</b>	<b>Список литературы</b>	<b>22</b>
<b>8</b>	<b>Приложение</b>	<b>23</b>
8.1	Метод сетки . . . . .	23
8.2	Градиентный метод . . . . .	28

# 1 Введение

В наше время трудно переоценить значимость информации, ведь у кого ее больше тот более востребован. Именно поэтому с каждым годом на обработку и добычу информации выделяются огромные средства. Вследствие этого набирают популярность методы и алгоритмы для ее обработки. До 50-х годов прошлого века основное определение энтропии было дано Р.Клазиусом в 1865 году для термодинамических процессов. Однако в 1948 году Клод Шеннон предложил вероятностный подход для актуальной на то время проблемы рациональной передачи информации через зашумленный коммуникационный канал. Его идеи послужили основой для разработки двух основных направлений: теории информации и теории кодирования. Эти области активно развиваются и сейчас, но самое главное, что на основе этих идей он опубликовал две статьи в «Bell System Technical Journal», где и ввел понятия энтропии, как меры случайности. Используя данное понятия энтропии, американский ученый Э.Т. Джейнс сформулировал «принцип максимума энтропии» для решения сложных задач статистики. В настоящее время метод максимума энтропии активно применяют в таких важных областях, как финансы, биометрическая аутентификация, моделирование экстремальных событий. В данной работе будет предложен и показан алгоритм применения метода максимума энтропии к задачам с непол-

ной информацией. При реализации принципа максимума энтропии используется метод множителей Лагранжа, который позволяет перейти от условной оптимизации к безусловной. Данный переход позволяет написать решение задачи оптимизации в параметрическом виде. Результатом работы является алгоритм и программа, разработанная на языке python3, позволяющие получить эффективные оценки параметров бета-распределения, не имея полной информации. Бета-распределение с неполной информацией назовем модифицированным бета-распределением.

## **2 Проблема оценивания неизвестных параметров распределений случайных величин**

Обычно существует два разных подхода для получения точных оценок параметров. А именно классический метод и теоретический подход к решению. Наиболее часто используемые методы при классической оценке заключаются в следующем.

Оценка является одной из основных областей статистического вывода. Статистический вывод - это процесс, с помощью которого выводы из данных выборки используются для получения результатов о населении, из которого была выбрана выборка. Теория оценки была основана профессором Р.А.Фишером в серии фундаментальных работ около 1930 года. Точечная оценка относится к процессу оценки параметра по вероятностному распределению, основанному на наблюдаемых данных из распределения. Это одна из основных тем математической статистики. Проблема оценки, когда некоторый параметр неизвестен, привлекла значительное внимание статистиков в недавнем прошлом. Проблему оценки можно встретить везде: в бизнесе, в науке, а также в повседневной жизни.

Возможно, вы захотите узнать, сколько времени в среднем уйдет на работу, а серьезный садовник может захотеть узнать, какие

пропорции некоторых тюльпанов можно ожидать. Если мы рассмотрим такие практические данные, то естественно, что они будут следовать определенному распределению вероятностей некоторой случайной величины. В этом случае мы получаем дистрибутив, и нас могут интересовать его характеристики. Итак, нам необходимо изучить распределение и оценку его параметров, где параметр может быть неизвестен.

Введем основные определения, необходимые для понимания поставленной задачи.

## 2.1 Основные определения

**Определение 1.** Случайный эксперимент это эксперимент, результаты которого варьируются и не могут быть предсказаны заранее.

**Определение 2.** Результат статистического эксперимента называют исходом.

**Определение 3.** Выборочным пространством статистического эксперимента представляет собой пару  $(\Omega, S)$ , где  $\Omega$  - пространство элементарных событий (множество всевозможных результатов эксперимента), а  $S$  -  $\sigma$ -алгебра событий (система измеримых подмножеств пространства  $\Omega$ ).

**Определение 4.** Событием называют измеримое подмножество пространства элементарных событий  $\Omega$ , которое мы рассматрива-

ем. Любое множество  $A \in S$  является событием.

**Определение 5.** Пусть  $(\Omega, S)$  - выборочное пространство. Нормированная счетно-аддитивная мера  $P$ , заданная на  $S$  называется вероятностью. Т.е. эта мера удовлетворяет следующим условиям:

$$P(A) \geq 0, \quad \forall A \in S. \quad (1)$$

$$P(\Omega) = 1. \quad (2)$$

Пусть  $A_j, A_k \in S, j = 1, 2, \dots$  непересекающиеся множества, т.е.  $A_j \cap A_k = \emptyset, j \neq k$ . Тогда

$$P(\cup_{j=1}^{\infty} A_j) = \sum_{j=1}^{\infty} P(A_j). \quad (3)$$

Тройка  $(\Omega, S, P)$  называется вероятностным пространством.

**Определение 6.** Пусть  $(\Omega, S)$  - выборочное пространство. Конечная однозначная функция  $X$ , отображающая  $\Omega$  в  $R$  называется случайной величиной, если прообразы всех борелевских множеств из  $R$  являются событиями.

**Определение 7.** Пусть  $X$  - случайная величина, определенная на  $(\Omega, S, P)$ . Определим функцию  $F$  на  $R$  с помощью  $F(x) = P\{w : X(w) \leq x\}$  для всех  $x \in R$ .  $F$  неубывающая,  $F(-\infty) = 0$ ,  $F(\infty) = 1$ . Тогда функция  $F$  называется функцией распределения случайной величины  $X$ .

В данной работе будут рассмотрены непрерывные распределения и их параметры, поэтому введем необходимые определения.

**Определение 8.** Пусть  $X$  - случайная величина, определенная на  $(\Omega, S, P)$  с функцией распределения  $F$ . Тогда  $X$  называется непрерывной случайной величиной, если  $F$  непрерывна, то есть если существует неотрицательная функция  $f(x)$  такая, что для каждого действительного числа  $x$  мы имеем  $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$ . Функция  $f$  называется плотностью вероятности случайной величины  $X$ .

Если  $X$  - абсолютно непрерывная случайная величина, то мы можем определить ее функцию плотности вероятности, как показано ниже.

**Определение 9.** Любая неотрицательная вещественная функция  $f$  может служить функцией плотности вероятности непрерывной случайной величины  $X$ , если  $f(x) \geq 0$ , и удовлетворяет условию

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1. \quad (4)$$

**Определение 10.** Моменты - это параметры, связанные с распределением случайной величины  $X$ . Пусть  $k$  - положительное целое число, а  $c$  - константа. Если  $E[(X - c)^k]$  существует, его называют моментом  $k$ -го порядка относительно точки  $c$ . Обозначим

$$\mu_k = E(X - E(X))^k. \quad (5)$$

**Определение 11.** Если  $E(X^2)$  существует, дисперсия определяется как  $\sigma^2 = var(x) = E(X - \mu)^2$ . Величина  $\sigma$  называется стандартным отклонением  $X$ .  $\sigma^2 = \mu_2 = E(X^2) - (E(X))^2$ .



### 3 Применение принципа максимума энтропии

Распространенная статистическая ситуация касается вывода неизвестного распределения  $Q(x)$  из известного распределения  $P(y)$ , где  $X$  (размерность  $n$ ) и  $Y$  (размерность  $m$ ) имеют известную функциональную связь. Чаще всего  $n < m$ , и задача относительно проста. Например, если  $Y_1$  и  $Y_2$  являются независимыми случайными величинами, каждая из которых равна  $[0, 1]$ , можно определить распределение  $X = Y_1 + Y_2$ ; здесь  $m = 2$  и  $n = 1$ . Однако биологические и физические ситуации могут возникать при  $n > m$ . В общем, при отсутствии дополнительной информации, в этих случаях нет единственного решения  $Q$ . Тем не менее, можно все же сделать некоторые выводы о  $Q$ . В работе предлагается новый подход максимальной энтропии (MaxEnt), который оценивает  $Q(x)$ , основываясь только на доступных данных, а именно  $P(y)$ . Метод имеет дополнительное преимущество в том, что нет необходимости явно вычислять лагранжеву мультипликаторы.

**Определение 12.** Назовем *энтропией случайной величины*  $\xi$  (обозначение  $H_\xi$ ) интеграл Лебега

$$H_\xi = - \int f_\xi(x) \ln f_\xi(x) dx, \quad (6)$$

если этот интеграл существует.

### 3.1 Формулировка принципа максимальной энтропии

Принцип диктует, что нужно искать распределение, соответствующее доступной информации, которое максимизирует энтропию. Использовать этот принцип можно в силу вариационного свойства, которое формулируется в [1] следующим образом.

**Вариационное свойство:** экспоненциальное распределение доставляет максимум энтропии на классе абсолютно непрерывных распределений случайных величин, принимающих неотрицательные значения и имеющие фиксированное математическое ожидание.

Теперь рассмотрим метод множителей Лагранжа для нормального и гамма распределений.

Запишем энтропию

$$H_{\xi} = - \int f_{\xi}(x) \ln f_{\xi}(x) dx \quad (7)$$

Плотность случайной величины  $f_{\xi}$  должна удовлетворять условиям (1 - условие нормировки, 2,3 - уравнения связи):

$$\int f(x) dx = 1 \quad (8)$$

$$\int x f(x) dx = m \quad (9)$$

$$\int x^2 f(x) dx = m^2 + \sigma^2 \quad (10)$$

Теперь введем множители  $\lambda_0, \lambda_1, \lambda_2$  и образуем функцию Лагранжа

$$L = \int (-f(x) \ln f(x)) + \lambda_0 f(x) + \lambda_1 x f(x) + \lambda_2 x^2 f(x) dx \quad (11)$$

Продифференцировав подынтегральное выражение по  $f$ , получаем для плотности  $f^*(x)$  реализующий максимум

$$f^*(x) = -\ln f^*(x) - 1 + \lambda_0 + x\lambda_1 + x^2\lambda_2 = 0, \quad (12)$$

откуда

$$f^*(x) = \exp(-1 + \lambda_0 + x\lambda_1 + x^2\lambda_2) \quad (13)$$

И теперь, для того чтобы эта формула задавала плотность нормального распределения, нужно, чтобы  $\lambda_2 < 0$ , тогда (формула) задает нормальную плотность, которая определяется, если заданы дисперсия и математическое ожидание. В итоге получаем

$$f^*(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} \quad (14)$$

Теперь рассмотрим гамма-распределение.

Условие нормировки и уравнения связи:

$$\int_0^{\infty} f(x) dx = 1 \quad (15)$$

$$\int_0^{\infty} x f(x) dx = m \quad (16)$$

$$\int_0^{\infty} \ln x f(x) dx = l \quad (17)$$

Как и для нормального распределения, зададимся множителями Лагранжа  $\lambda_0, \lambda_1, \lambda_2$  и образуем функцию

$$L = \int_0^{\infty} (-f(x) \ln f(x) + \lambda_0 f(x) + \lambda_1 x f(x) + \lambda_2 \ln x f(x)) dx \quad (18)$$

Подынтегральное выражение является выпуклой вверх функцией от  $f$  и имеет единственный максимум при  $f = f^*$ , который определяем приравнявая к нулю производную по  $f$  от подынтегрального выражения

$$-\ln f^*(x) - 1 + \lambda_0 + \lambda_1 x + \lambda_2 \ln x = 0 \quad (19)$$

откуда

$$f^*(x) = \exp(-1 + \lambda_0 + \lambda_1 x + \lambda_2 \ln x) \quad (20)$$

## 4 Оценивание неизвестных параметров модифицированного бета-распределения

Так как бета-распределение является решением задачи о максимуме энтропии (разобрано выше), то и на случай с неполной информацией (бета-распределение на отрезке  $[0, 1]$  без интервала  $\langle a, b \rangle$ ) распространяется принцип максимума энтропии. Сгенерировав выборку и отбросив из нее значения из интервала  $\langle a, b \rangle$ , мы задаем параметры. Связи имеют такой же вид, как и при бета-распределении

$$M \ln(x) = l_1, \quad M \ln(1 - x) = l_2 \quad (21)$$

запишем энтропию

$$H_\beta = -\left(\int_0^a f_\beta(x) \ln f_\beta(x) dx + \int_b^1 f_\beta(x) \ln f_\beta(x) dx\right) \quad (22)$$

Сформулируем вариационную задачу для нашего случая: найти неотрицательную функцию  $f$ , определенную на множестве

$M = [0, a] \cup [b, 1]$ , удовлетворяющую условиям (1 - условие нормировки, 2,3 - уравнения связи)

$$\int_0^a f_\beta(x)dx + \int_b^1 f_\beta(x)dx = 1 \quad (23)$$

$$\int_0^a \ln(x)f_\beta(x)dx + \int_b^1 \ln(x)f_\beta(x)dx = l_1 \quad (24)$$

$$\int_0^a \ln(1-x)f_\beta(x)dx + \int_b^1 \ln(1-x)f_\beta(x)dx = l_2 \quad (25)$$

и доставляющую максимум энтропии.

Воспользовавшись методом множителей Лагранжа, получаем функцию плотности, распределение с таким видом плотности назовем модифицированным бета-распределением.

$$f_\beta = Cx^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2} \quad (26)$$

В данном случае константа и коэффициенты  $\lambda_1, \lambda_2$  неизвестны. Подставим эту функцию в уравнение связи

$$\int_0^a Cx^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx + \int_b^1 Cx^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx = 1 \quad (27)$$

$$\int_0^a \ln(x)Cx^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx + \int_b^1 \ln(x)Cx^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx = l_1 \quad (28)$$

$$\int_0^a \ln(1-x)Cx^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx + \int_b^1 \ln(1-x)Cx^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx = l_2 \quad (29)$$

Получена система из трех уравнений с тремя неизвестными, так как не в общем случае интервал  $< a, b >$  нам известен, а параметры  $l_1, l_2$  считаются из выборки.

## 4.1 Решение системы интегральных уравнений

Выразим неизвестную  $C$  из уравнения (27)

$$\int_0^a x^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx + \int_b^1 x^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx = \frac{1}{C} \quad (30)$$

и подставим в уравнения (28 - 29), приходим к системе уравнений относительно двух неизвестных:

$$f_1(\lambda_1, \lambda_2) = \frac{\int_0^a \ln(x)x^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx + \int_b^1 \ln(x)x^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx}{\int_0^a x^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx + \int_b^1 x^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx} = l_1 \quad (31)$$

$$f_2(\lambda_1, \lambda_2) = \frac{\int_0^a \ln(1-x)x^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx + \int_b^1 \ln(1-x)x^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx}{\int_0^a x^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx + \int_b^1 x^{\lambda_1}(1-x)^{\lambda_2}dx} = l_2 \quad (32)$$

Нами было реализовано два подхода к решению данной системы, т.к. нет готовых реализаций, позволяющих решать такого рода систему уравнений.

Первый подход: найти решения системы (31 - 32), используя построение сетки на плоскости  $l_1, l_2$ , т.е. варьируя значения  $l_1, l_2$ , найти такую пару, которая даст точное равенство для уравнений (31 - 32).

Второй подход: методом градиентного спуска. Посчитаем градиенты:

$$\begin{aligned} \frac{\partial f_1(\lambda_1, \lambda_2)}{\partial \lambda_1} &= \frac{\int_0^a \ln^2(x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 \ln^2(x) \lambda_1 x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx}{\int_0^a x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx} - \\ &- \frac{(\int_0^a \ln(x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 \ln(x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx)^2}{(\int_0^a x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx)^2}, \end{aligned} \quad (33)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial f_1(\lambda_1, \lambda_2)}{\partial \lambda_2} &= \\ &= \frac{\int_0^a \ln(x) \ln(1-x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 \ln(x) \ln(1-x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx}{\int_0^a x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx} - \\ &- \frac{\int_0^a \ln(x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 \ln(x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx}{(\int_0^a x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx)^2} \times \\ &\times (\int_0^a \ln(1-x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 \ln(1-x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx), \end{aligned} \quad (34)$$



$$\begin{aligned}
& \frac{\partial f_2(\lambda_1, \lambda_2)}{\partial \lambda_1} = \\
& = \frac{\int_0^a \ln(x) \ln(1-x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 \ln(x) \ln(1-x) \lambda_1 x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx}{\int_0^a x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx} - \\
& - \frac{\int_0^a \ln(1-x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 \ln(1-x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx}{\left(\int_0^a x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx\right)^2} \times \\
& \times \left(\int_0^a \ln(x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 \ln(x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx\right),
\end{aligned} \tag{35}$$

$$\begin{aligned}
& \frac{\partial f_2(\lambda_1, \lambda_2)}{\partial \lambda_2} = \frac{\int_0^a \ln^2(1-x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 \ln^2(1-x) \lambda_1 x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx}{\int_0^a x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx} - \\
& - \frac{\left(\int_0^a \ln(1-x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 \ln(1-x) x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx\right)^2}{\left(\int_0^a x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx + \int_b^1 x^{\lambda_1} (1-x)^{\lambda_2} dx\right)^2}.
\end{aligned} \tag{36}$$

Используя градиентный метод и формулы (33 – 36), найдем значения  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$ , удовлетворяющие системе (31, 32). Подставив полученные значения  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$  в уравнение (30), получим неизвестную  $C$ , а следовательно и решение системы (27 – 29).

## 4.2 Оценивание параметров

Стоит также заметить, что стандартное бета-распределение и полученное модифицированное бета-распределение входят в семейство экспоненциальных распределений. Обратимся к [2] и вспомним определение экспоненциального семейства.

Пусть  $\theta = \theta_1, \dots, \theta_k$   $k$ -мерный параметр и плотность  $f_\theta(x)$  представляется в виде

$$f_\theta(x) = h(x) \exp\left(\sum_{j=1}^k \alpha_j(\theta) U_j(x) + V(\theta)\right) \quad (37)$$

$$f_\theta(x) = h(x) \quad (38)$$

где все функции, входящие в правую часть, конечны и измеримы.

Так как наше распределение входит в семейство экспоненциальных распределений, то, следовательно, мы можем получить эффективные оценки наших параметров. Оценивать мы будем с помощью статистик типа выборочного среднего.

$$l_1^* = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \ln(x_k) \quad (39)$$

$$l_2^* = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \ln(1 - x_k) \quad (40)$$

Оценка математических ожиданий выборочным средним является эффективной и несмещенной оценкой. Это следует из неравенства Рао – Крамера.

В приложении представлена программа на языке Python, реализующая решение системы (27 – 29).

## 5 Результаты и выводы

В результате работы было показано, что метод основанный на принципе максимума энтропии допускает довольно простую алгоритмизацию. Эта алгоритмизация была реализована на примере выборки специального вида, компоненты которого имеют модифицированное бета-распределение. Для оценивания параметров связи, определенных уравнениями связи были предложены эффективные оценки. Оценки получены в явном виде через элементы выборки. Для определения параметров, описывающих плотность модифицированного бета-распределения, была выведена система интегральных уравнений (27 - 29). С помощью двух программ написанных на языке python3, неизвестные параметры были найдены двумя способами. Программа, реализующая сетку, подходит для более частных задач (выборка менее  $10^6$ ). Программа, реализующая градиентный метод, подходит для большего количества задач, но в данном случае остается открытым вопрос локальных экстремумов. Обе программы представлены в приложении.

## 6 Заключение

В данной работе проведено исследование о возможности оценивания параметров распределения с неполной информации. В результате работы предложен алгоритм получения такого распределения на основе принципа максимума энтропии с использованием метода множителей Лагранжа. Получены эффективные оценки параметров модифицированного бета-распределения. Решена двумя способами система интегральных уравнений, связывающих параметры плотности модифицированного бета-распределения и эмпирические моменты. Применение методов сетки и градиентного проиллюстрировано на численном примере.

## 6.1 Численный пример

Смоделируем бета-распределение с параметрами  $\lambda_1 = 2$ ,  $\lambda_2 = 3$ .

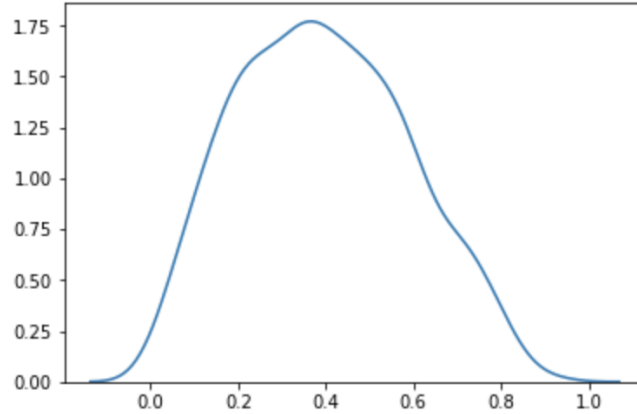


Рис 1. Бета-распределение ( $\lambda_1 = 2$ ,  $\lambda_2 = 3$ )

При  $\lambda_1 = 2$ ,  $\lambda_2 = 3 \Rightarrow l_1 = -1.171$  и  $l_2 = -0.569$ . Удалим информацию на промежутке  $[0.4, 0.6]$ . Найдём  $l_1$ ,  $l_2$  подставим их в систему (31 – 32) и применив методы описанные ранее, получаем значения  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$ ,  $l_1$ ,  $l_2$  :

Сетка:  $\lambda_1^{(1)} = 1.05$ ,  $\lambda_2^{(1)} = 2.05$ ,  $l_1^{(1)} = -1.170$ ,  $l_2^{(1)} = -0.573$ ;

Градиентный метод:  $\lambda_1^{(2)} = 1.02$ ,  $\lambda_2^{(2)} = 2.04$ ,  $l_1^{(2)} = -1.172$ ,  $l_2^{(2)} = -0.571$ ;

По результатам видно, что точность до второго знака включительно. Таким образом, мы нашли неизвестные параметры модифицированного бета-распределения двумя способами.

## 7 Список литературы

1. Шмыров А.С., Шмыров В.А. Теория вероятностей: учебное пособие. 2012. стр. 162-180.
2. Боровков А.А. Математическая статистика: Учебник. 4-е изд. 2010. Стр. 178-200.
3. E.T. Jaynes. Probably theory: The logic of science. 1995. Chapter 11.
4. Боровков А.А. Теория вероятностей. 3-е издание. 1999.
5. Гриднев В.А. Оценивание параметров модифицированного бета-распределения: Вкр. 2017
6. Sulagna Mohanty. Estimation of Parameters of Some Continuous Distribution Functions: Master of Science. 2012
7. Roger Levy. Probabilistic Models in the Study of Language. Chapter 2. 2012
8. Jaynes ET. Information Theory and Statistical Mechanics. Phys Rev. 1957;106(4):620-30.
9. Cover TM, Thomas JA. Elements of information theory. 2nd ed. Hoboken, N.J.: Wiley-Interscience; 2006.

## 8 Приложение

В этом разделе, представлен код, реализующий решение системы (27-29), на языке Python3.

### 8.1 Метод сетки

```
import random

my_list = []
for i in range(1000):
    my_list.append(random.betavariate(2, 3))

a = 0.05
b = 0.95
def cut_out(any):
    new_list = []

    for i in any:
        if (i < a) or (i > b):
            new_list.append(i)

    return new_list
```



```
our_list = my_list.copy()
our_list = cut_out(my_list)
```

```
import numpy as np
import matplotlib.pyplot as plt
```

```
_, bins, _ = plt.hist(my_list, bins=50, density=True)
_ = plt.hist(our_list, bins=bins, density=True)
plt.show()
```

```
import seaborn as sns
```

```
sns.distplot(my_list, hist=False);
```

```
import matplotlib.pyplot as plt
import numpy as np
```

```
gaussian_numbers = np.random.randn(1000)
plt.hist(np.array(my_list))
```

```

plt.hist(np.array(our_list))

import math

def our_log_l1(x): return math.log(x)
def our_log_l2(x): return math.log(1 - x)

l1 = sum(list(map(our_log_l1, our_list)))/len(our_list)
print(l1)
l2 = sum(list(map(our_log_l2, our_list)))/len(our_list)
print(l2)

import numpy as np
import scipy.integrate as integrate

def f_1(x):
    return x**lambda1*(1 - x)**lambda2

def f_2(x):
    return math.log(x)*x**lambda1*(1 - x)**lambda2

```

```

def f_3(x):
    return math.log(1 - x)*x**lambda1*(1 - x)**lambda2

znak = 3
shag = 0.05

for i in np.arange(0.0, 10.5, shag):
    for j in np.arange(0.0, 10.5, shag):
        lambda1, lambda2 = i, j

        l1_test = (integrate.quad(f_2, 0, a)[0] +
                    integrate.quad(f_2, b, 1)[0])/(integrate.quad(f_1, 0, a)[0]
                    + integrate.quad(f_1, b, 1)[0])

        if round(l1_test, znak) == round(l1, znak):

            l2_test = (integrate.quad(f_3, 0, a)[0] +
                        integrate.quad(f_3, b, 1)[0])/
                        (integrate.quad(f_1, 0, a)[0]
                        + integrate.quad(f_1, b, 1)[0])

            if round(l2_test, znak) == round(l2, znak):
                c_test = 1/((integrate.quad(f_1, 0, a)[0] +

```

```

integrate.quad(f_1 , b, 1)[0]))
c = round(c_test, znak)
l1_znac = ((integrate.quad(f_2, 0, a)[0] +
integrate.quad(f_2, b, 1)[0]))*c
l2_znac = ((integrate.quad(f_3, 0, a)[0] +
integrate.quad(f_3, b, 1)[0]))*c
print(i,j,c)

```

## 8.2 Градиентный метод

```
import math
import numpy as np
import scipy.integrate as integrate
from scipy.optimize import minimize

def f1(x):
    return x**y[0]*(1 - x)**y[1]

def f2(x):
    return math.log(x)*x**y[0]*(1 - x)**y[1]

def dif_f1_lambda1(x):
    return math.log(x)*x**y[0]*(1 - x)**y[1]

def dif_f1_lambda2(x):
    return math.log(1 - x)*x**y[0]*(1 - x)**y[1]

def dif_f2_lambda1(x):
    return math.log(x)**2*x**y[0]*(1 - x)**y[1]

def dif_f2_lambda2(x):
```

```

    return math.log(x)* math.log(1 - x)*x**y[0]*(1 - x)**y[1]

def denominator(y):
    return integrate.quad(f1, 0, a)[0] * integrate.quad(f1, b, 1)[0]

def dif_denominator_lambda1(y):
    return integrate.quad(dif_f1_lambda1, 0, a)[0] * integrate.quad(dif_

def dif_denominator_lambda2(y):
    return integrate.quad(dif_f1_lambda2, 0, a)[0] * integrate.quad(dif_

def l1_test(y):
    return (integrate.quad(f2, 0, a)[0] + integrate.quad(f2, b, 1)[0])/()

def gradient_method(y):
    gradient = [0, 0]

    first_lambda1 = (integrate.quad(dif_f2_lambda1, 0, a)[0] * integrate
    second_lambda1 = (integrate.quad(f2, 0, a)[0] * integrate.quad(f2, b
    gradient[0] = first_lambda1/denominator(y) - first_lambda1/denominat

    first_lambda2 = (integrate.quad(dif_f2_lambda2, 0, a)[0] * integrate

```

```

second_lambda2 = (integrate.quad(f2, 0, a)[0] * integrate.quad(f2, b, 0)[0])
gradient[1] = first_lambda2/denominator(y) - first_lambda2/denominator(y)

return gradient

a, b = 0.3, 0.6

for i in np.arange(0.0, 2.0, 0.1):
    y = [0.1 + i, 0.2 + i]
    res = minimize(l1_test, y, method='BFGS', jac=gradient_method, options={'maxiter': 1000})

```